

市民化方式对农业转移人口消费需求的影响研究

朱健 李子芳¹

(湘潭大学 商学院, 湖南 湘潭 411105)

【摘要】 基于全国流动人口动态监测数据, 利用普通最小二乘法、分位数回归等模型, 考察不同市民化方式对农业转移人口消费需求的影响差异。结果表明, 被动市民化群体的消费需求低于主动市民化群体。这种消费需求分化作用, 随农业转移人口消费水平的增加呈显著“U形”关系, 51~65 岁年龄段受影响更大, 且只在东、西部地区显著。相较主动市民化, 被动市民化群体面临更大的社会融入难度和就业不确定性, 难以充分释放消费潜力。鉴于此, 应着力提高公共服务质量, 破除体制机制障碍, 提供就业服务和保障, 以提升消费活力。

【关键词】 市民化方式 新型城镇化 消费需求

【中图分类号】: F299.21; F261.1 **【文献标识码】**: A **【文章编号】**: 1003-7217(2022)03-0142-09

一、引言

消费是生产的动力, 也是人民对美好生活向往的物质表现形式。然而居民消费, 特别是农村居民消费需求不振是国内长期面临的现实问题。自 1983 年以来, 我国农村居民消费占 GDP 比重一直呈现下降趋势; 相比之下, 城镇居民消费占 GDP 比重和政府消费占 GDP 比重则呈缓慢上升趋势。经济开放不同步、收入不平等是扩大城乡消费差距的关键性影响因素, 推动城镇化发展和产业结构升级则可以缩小城乡消费差距^[1,2]。为打破二元分割现状, 促进要素自主有序流动, 我国于 2014 年开启新一轮户籍制度改革, 城镇化和市民化进程加快。市民化可以通过增加收入和财富来扩大农业转移人口的消费需求^[3], 但城镇化速度过快会抑制消费率的增长^[4]。

尊重人在城镇化过程中的主体地位, 是发挥市民化对消费推动作用的前提。农业转移人口市民化不仅指户籍身份的转变, 还包括社会身份转变、政治权利平等、经济生活条件改善以及广泛的社会认同等一系列标志在内的对城镇生活的全方位融入^[5]。当下农业转移人口对于市民化的意愿并不明显^[6], 乡土情结让越来越多的农民转移人口返乡创业而非追求市民化^[7]。相对城市的居住、工作、生活压力, 农民不愿意放弃日益重要的土地和赖以生存的宅基地。因而学者们开始关注城镇化过程中的主动与被动市民化问题^[8,9]。区分主动与被动市民化的关键在于身份转变过程中个体自身能否起决定性作用, 主动市民化即个体可以完全自主决定何时何地以何种方式进行户籍转换, 而被动市民化则主要由外部政策性因素决定, 例如征地和户口改革^[10]。事实上, 我国农业转移人口市民化的总体水平偏低^[11]。关注不同市民化方式可能带来的差异, 对当下我国优化新型城镇化路径、推动经济社会发展具有重大现实意义。

推进新型城镇化、激发居民消费潜力是新发展格局下畅通国内大循环的重要内容。已有文献在研究居民消费时, 大多从流动性约束、不确定性风险、预防性储蓄动机、家庭资产财富效应等出发探究其影响因素^[12,13,14], 并延伸至劳动力流动、人口老龄化、主观幸福感等人口学和社会学特征^[15,16,17,18,19], 以及从二元经济结构出发探讨城乡消费差异^[20,21], 鲜有学者关注城镇化过程中不同

作者简介: 朱健(1981—), 男, 湖南常宁人, 博士, 湘潭大学商学院教授, 博士生导师, 研究方向: 人口、资源与环境经济学; 李子芳(1996—), 女, 湖南永州人, 湘潭大学商学院博士研究生, 研究方向: 人口、资源与环境经济学。

基金项目: 湖南省教育厅优秀青年项目(19B567)

市民化方式对农业转移人口消费需求的影响。党的十九届五中全会提出要“推进以人为核心的新型城镇化”，国家“十四五”规划强调要“坚持走中国特色新型城镇化道路，深入推进以人为核心的新型城镇化战略”。那么以何种方式推动市民化？不同市民化方式对农业转移人口消费需求的影响是否存在差异？如何消除这种潜在的差异？现有文献对此暂未形成系统性回答。基于此，本文立足于提升市民化质量、刺激居民消费需求，以市民化方式为切入点，考察不同市民化方式对农业转移人口消费需求的影响差异与机制，以期丰富新型城镇化和消费经济学领域相关研究。

二、理论分析与研究假设

（一）市民化方式不同会造成农业转移人口消费需求的分化

在快速城市化背景下，大量农村居民由于被征地或户籍改革而完成户籍的转变，被动实现身份市民化。被动市民化的失地农民，失去了兼具生产资料和社会保障性质的土地，又欠缺合理的征地补偿和后续就业保障，大多被边缘化为“种田无地、就业无门、低保无份”的“三无”市民^[22]。这种被动地位让农业转移人口陷入身份认同困境，并形成城镇内部新的二元分割，无法有效转变消费模式及充分释放消费潜力。因此，提出研究假设 1。

假设 1 被动市民化群体的消费需求低于主动市民化群体。

（二）社会融入在市民化方式与农业转移人口消费之间发挥中介作用

稳定的社会融入可以显著提升居民消费水平^[23]。我们试图通过城镇化来推动农村居民消费潜力的释放，就必然要考虑到二元经济结构留下的社会割裂以及新市民的社会融入问题。城镇化的巨大推力使得部分农村居民被动市民化，他们欠缺充分的物质和心理准备，被迫“上楼”之后的行为习惯、意识观念短时间内难以改变，面临较大的社会融入难度，甚至形成城镇内部新的二元分割，进而导致其消费模式难以转变、消费水平提升较弱。农业转移人口成为新市民之后，与城镇原市民的收入差距不断缩小，但在文化融合、心理认同、社交网络等方面仍存在明显二元分割，阻碍了社会融合^[24]。被动市民化群体在缺乏充分准备的情况下失去原有的社会支持网络，相对主动市民化群体面临更大的社会融入难度，影响其消费需求。针对上述分析，提出假设 2。

假设 2 被动市民化通过增加农业转移人口社会融入难度而抑制其消费需求。

（三）就业不确定性在市民化方式与农业转移人口消费之间发挥中介作用

不确定性风险也影响着农业转移人口的消费决策。工业化、城镇化的深入推进，使得大批农村劳动力向城镇转移，这些农业转移人口的人力资本和社会资本偏低，在劳动力市场往往处于竞争劣势，其就业可能面临薪酬低、环境差、不稳定等问题，阻碍了“大众消费”市场扩大^[25]。相较主动市民化，被动市民化本身作为一个较大的预期外冲击，改变了农业转移人口原有的最优决策，他们大多缺少劳动技能且年龄不占优势，难以快速适应从农业生产到非农工作的转变，也就意味着较大的就业不确定性。提高农民工市民化程度有利于增加其收入，进而提升其消费水平，但不确定性风险会影响该路径的效果^[26]。就业的不确定性会显著减少流动人口的消费^[27]，被动市民化让许多失地农民成为城市的边缘弱势群体^[8]，在面临城市更大不确定性的同时又欠缺抵御风险的能力，从而抑制其消费潜力的释放。针对上述分析，提出研究假设 3。

假设 3 被动市民化通过提升农业转移人口就业不确定性而抑制其消费需求。

三、模型与数据

（一）模型设定

本文的研究焦点在于不同市民化方式是否会引起农业转移人口群体内部的消费差异，需要在计量上考察样本间是否存在显著的消费需求差距，照此思路，设定以下模型：

$$\begin{aligned} \text{consump}_i = & \alpha + \beta_1 \text{passive}_i + \sum_{n=2}^{n=11} \beta_n X_i^n + \\ & \rho_i + \sigma_i + \epsilon_i \end{aligned} \tag{1}$$

其中，下标 i 表示第 i 个个体， consump 为被解释变量，分别为家庭人均月消费总额(con_all)、家庭人均月住房支出(con_house)和家庭人均月其他支出(con_else)的对数值， passive 为核心解释变量——市民化方式。 X 是一系列与个体消费需求相关的控制变量，具体地，通过性别、年龄、婚姻、健康状况控制个体特征对消费的影响；通过受教育程度、政治面貌、单位性质、家庭人均月收入控制预期收入及现有收入对消费的影响；通过社会医疗保障控制预防性储蓄动机对消费的影响^[28]。此外，为尽可能缓解地区间发展水平、征地政策、户籍政策等方面差异对消费需求的干扰，本文在模型中控制了省份固定效应 σ 。由于使用的数据为混合截面数据，本文还控制了时间固定效应 ρ 。

进一步，为了研究不同消费水平下农业转移人口市民化方式带来的消费需求差异，参考孟凡强等(2014)^[29]的做法，使用分位数回归方法进行实证分析。分位数回归是一种基于被解释变量的条件分布来拟合解释变量和被解释变量关系的回归方法，是在OLS均值回归基础上的拓展，具体模型如下：

$$\begin{aligned} \text{consump}_i^q = & \alpha^q + \beta_1^q \text{passive}_i + \sum_{n=2}^{n=11} \beta_n^q X_i^n + \\ & \rho_i^q + \sigma_i^q + \epsilon_i^q \end{aligned} \tag{2}$$

其中， consump^q 表示在给定解释变量的情况下，被解释变量在 q 分位数上的值， β^q 为 q 分位回归系数。

(二)数据来源

数据集主要来自国家卫生健康委员会发布的全国流动人口动态监测调查数据(China Migrants Dynamic Survey, CMDS)。该调查始于2009年，是一年一度的大规模全国性流动人口抽样调查，样本量大、空间覆盖范围广。调查项目涉及流动人口及家庭成员人口基本信息、流动趋向、就业和社会保障、收支等多层次信息。本文的研究对象为完成市民化的农业转移人口，市民化方式相关问题在2017年才引入问卷，因而采用2017年和2018年的混合截面数据，并只保留明确获得非农户口途径的样本，对于被解释变量家庭人均月住房支出和家庭人均月其他支出指标的部分缺失值，采用向后填充法进行处理，最终进入基准回归的样本量为14145。本文还将城市海拔高度的对数值作为工具变量，对应数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS)。

表1汇报了主要变量的描述性统计及均值差异性检验结果。两个子样本被解释变量的均值体现出显著差异性，无论衡量指标是家庭人均月消费总额，还是家庭人均月住房支出和其他支出，主动市民化群体的消费需求均值都显著高于被动市民化群体。控制变量统计性质不再一一描述。

表 1 主要变量描述性统计及均值差异性检验

变量名称	主动市民化群体	被动市民化群体	均值差异性检验
------	---------	---------	---------

	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值	
家庭人均月消费总额	10674	7.008	0.641	3.507	9.721	3471	6.909	0.626	3.689	9.210	0.099***
家庭人均月住房支出	10674	7.193	2.059	1.427	9.903	3471	6.956	2.092	2.813	9.903	0.238***
家庭人均月其他支出	10674	8.198	2.093	2.485	10.763	3471	7.994	2.091	3.507	10.763	0.204***
市民化方式	10674	0.000	0.000	0.000	0.000	3471	1.000	0.000	1.000	1.000	-1.000
年龄	10674	40.745	8.793	18.000	65.000	3471	40.631	8.818	18.000	65.000	0.114
性别	10674	0.533	0.499	0.000	1.000	3471	0.528	0.499	0.000	1.000	0.005
婚姻状态	10674	0.914	0.281	0.000	1.000	3471	0.916	0.277	0.000	1.000	-0.002
健康状况	10674	0.975	0.156	0.000	1.000	3471	0.970	0.171	0.000	1.000	0.005*
家庭人均月收入	10674	7.660	0.651	4.317	10.058	3471	7.590	0.612	4.317	10.021	0.070***
政治面貌	10674	0.042	0.201	0.000	1.000	3471	0.028	0.166	0.000	1.000	0.014***
单位性质	10674	0.170	0.376	0.000	1.000	3471	0.082	0.274	0.000	1.000	0.089***
社会医疗保险	10674	0.891	0.312	0.000	1.000	3471	0.898	0.302	0.000	1.000	-0.007

(三)变量说明

1. 消费水平。

家庭消费的不可分割性使得个人消费数据难以获取,参考邹红等(2013)^[2]的做法,将家庭层面的消费除以家庭规模得到个体层面的消费数据。具体而言,被解释变量消费水平采用三类衡量指标,包括家庭人均月消费总额、家庭人均月住房支出和家庭人均月其他支出,并分别进行对数化处理。

2. 市民化方式。

关于核心解释变量市民化方式的内涵,本文主要参考张可云等(2021)^[10]的做法,首先将个体由农业户口转为非农业户口视为市民化;其次,以个体能否在市民化过程中起决定性作用为划分依据,将获得非农/居民户口途径为“征地(包括村改居)、户口改革(当地不再有农业户口)”的视为被动市民化方式,赋值为1,将“升学、参军、工作(招工)、转干、购房落户和家属随转(包括通过婚姻)”的视为主动市民化方式,赋值为0。

3. 控制变量。

个体的年龄由调查年份减去其出生年份获得,剔除年龄小于18岁和大于65岁的样本。考虑到个体消费水平与年龄之间可

能的非线性关系，引入年龄的平方项。性别信息以虚拟变量的形式引入，男性取值为 1，女性取值为 0。婚姻状态为“初婚有配偶、分居未离婚、再婚有配偶”的赋值为 1，“丧偶、同居、未婚、离婚”的赋值为 0。健康状况为“健康、基本健康”的赋值为 1，“不健康但生活能自理、生活不能自理”的赋值为 0。收入采用过去一年家庭人均月收入的自然对数。政治面貌以虚拟变量的形式引入，党员赋值为 1，其他赋值为 0。单位性质为“机关、事业单位、国有及国有控股企业、集体企业”的赋值为 1，其他情况赋值为 0。参加了任何一种及以上医疗保险，即将社会医疗保险赋值为 1，否则赋值为 0。关于个体受教育程度，从“从未上过学”到“研究生”一共分为 7 个层次，此处同样以虚拟变量的形式直接引入。

四、主要实证结果

(一) 市民化方式对消费水平影响的 OLS 估计

本文研究的核心问题是被动市民化和主动市民化的农业转移人口之间是否存在显著的消费水平差异，对应式(1)中的 β_1 显著不为 0，且符号为负。在表 2 的 OLS 回归结果中，列(1) (3) (5)未纳入相关控制变量，市民化方式系数显著为负。在纳入相关控制变量以及时间、省份固定效应等因素之后，结果如列(2) (4) (6)所示，市民化方式的系数 β_1 为负值且显著。与主动市民化群体相比，被动市民化群体的家庭人均月消费总额、家庭人均月住房支出和家庭人均月其他支出分别低了 4.08%、15.03%和 12.19%，即不同市民化方式群体的消费水平存在显著差异，假设 1 得到验证。此外，将农业转移人口消费细分为住房支出和其他支出两个部分后，不同市民化方式所引起的消费水平差异在住房支出上表现得更为明显。这一结果与现实情况基本吻合，通过征地或户口改革完成市民化的被动市民化群体往往会获得拆迁补偿，其主要方式之一是产权置换房屋，即大部分被动市民化群体在完成市民化之后无须另外购房或租房，因而在住房支出上面的缩减幅度大于其他支出。

表 2 市民化方式对农业转移人口消费水平的影响(OLS 估计)

变量	(1) con_all	(2) con_all	(3) con_house	(4) con_house	(5) con_else	(6) con_else
市民化方式	-0.102***	-0.040***	-0.213***	-0.140***	-0.182***	-0.115***
	(0.012)	(0.009)	(0.041)	(0.040)	(0.041)	(0.041)
性别		-0.023***		-0.059*		-0.021
		(0.008)		(0.034)		(0.035)
年龄		0.019***		0.012		0.033*
		(0.004)		(0.016)		(0.017)
年龄的平方		-0.000***		0.000		-0.000
		(0.000)		(0.000)		(0.000)
婚姻状态		0.026		-0.498***		-0.555***
		(0.018)		(0.081)		(0.085)
政治面貌		-0.022		0.280***		0.242**
		(0.023)		(0.092)		(0.097)
健康状况		-0.062***		0.009		-0.136

		(0.021)		(0.125)		(0.119)
收入		0.679***		0.365***		0.278***
		(0.009)		(0.030)		(0.031)
单位性质		-0.031***		0.467***		0.497***
		(0.012)		(0.051)		(0.051)
社会医疗保险		-0.026**		0.231***		0.217***
		(0.012)		(0.056)		(0.057)
受教育程度		YES		YES		YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
_cons	7.554***	1.635***	7.478***	4.030***	8.392***	5.423***
	(0.024)	(0.099)	(0.062)	(0.413)	(0.065)	(0.423)
N	14145	14145	14145	14145	14145	14145
R-squared	0.129	0.513	0.045	0.075	0.033	0.058

注：括号内为标准误，*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著（下表同）。

（二）内生性问题讨论

1. 遗漏变量导致的内生性问题——工具变量法。

个体会根据现有的信息（资产、收入、能力、偏好和预期等）作出消费决策，然而能力、偏好等因素在现实中难以观测，因而模型可能面临遗漏变量带来的内生性问题。为尽可能缓解这一问题，参考李军等（2021）^[30]的做法，将城市海拔高度作为工具变量，并对其进行对数化处理。一方面，城市海拔属于经济系统以外的事情，与家庭消费水平没有直接联系；另一方面，城市海拔影响着当地的气候环境、公共基础设施建设等生存因素，与农业转移人口的迁移意愿以及市民化方式具有一定相关性。基于以上分析，本文认为城市海拔数据是市民化方式的有效工具变量。为避免产生多重共线性问题，此处未控制省份固定效应。表 3 汇报了两阶段最小二乘法（2SLS）的回归结果，从第一阶段结果来看，城市海拔高度对农业转移人口市民化方式具有显著负向影响。弱工具变量检验的 F 统计量为 32.034，大于 10%显著性水平上的临界值（16.38），说明城市海拔高度不是市民化方式的弱工具变量。DWH 内生性检验报告显示，三个模型均拒绝变量外生性原假设，说明需采纳 2SLS 估计结果。第二阶段结果表明，不同市民化方式依然对农业转移人口消费具有显著分化作用，但对比基准回归结果，2SLS 结果中市民化方式的系数绝对值明显变大，这可能是因为市民化方式与方程（1）误差项负相关，导致 OLS 模型低估其消费分化效应。

表 3 工具变量法估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	passive	con_all	passive	con_house	passive	con_else
	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段
市民化方式		-0.441**		-3.381***		-3.842***
		(0.194)		(1.009)		(1.065)
城市海拔	-0.142***		-0.142***		-0.142***	
	(0.003)		(0.003)		(0.003)	
控制变量与固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	10847	10847	10847	10847	10847	10847
弱工具变量检验	32.034		32.034		32.034	
DWH 内生性检验		4.725**		14.417***		19.084***

2. 模型设定错误带来的内生性问题——PSM 模型。

前文多元线性回归模型(以下简称 MR)在一定程度上可以缓解内生性问题,但其无偏估计依赖于函数形式的正确设定。为缓解这一问题,本文采用倾向得分匹配方法(以下简称 PSM),来减少对函数形式设定的依赖。值得一提的是,由于 PSM 主要解决 MR 模型错误设定导致的偏差,故本文在 PSM 的模型设计中保持与式(1)一致的变量选择,以免产生事后选择的嫌疑。PSM 常用的匹配方法有 K 近邻匹配、卡尺匹配、核匹配、马氏匹配等。由于 K 近邻匹配未通过平衡性检验,故本文选择后三种匹配方法来对两类群体消费水平的自然对数进行匹配。匹配前后的核密度图显示,倾向得分匹配后不同群体的消费水平几乎重叠,表明匹配质量较好(限于篇幅,不再展示平衡性检验结果和核密度图)。

从倾向得分匹配的平均处理效应 ATT 来看(见表 4),不同市民化方式群体间的消费需求仍然存在显著差异,且系数估计结果与基准估计结果相似,再一次验证前文结论。

表 4 倾向得分匹配法估计结果(ATT)

匹配方法	con_all	con_house	con_else
核匹配	-0.051*** (0.013)	-0.157*** (0.042)	-0.131*** (0.042)
卡尺匹配	-0.045*** (0.013)	-0.142*** (0.042)	-0.128*** (0.043)
马氏匹配	-0.056*** (0.011)	-0.169*** (0.045)	-0.139*** (0.045)

(三) 稳健性检验

1. 被解释变量的截断特征——截断回归模型。

考虑到被解释变量家庭人均月消费总额、家庭人均月住房支出和家庭人均月其他支出的对数值分别处于 (3. 51, 10. 87)、(1. 43, 9. 90)、(2. 49, 10. 76) 区间内, 数据分布都具有明显的截断特征, 使用 OLS 估计可能带来不一致的结果。本文改用截断回归模型进行检验, 结果如表 5 列 (1) (2) (3) 所示, 市民化方式的系数依旧显著为负, 表明基准回归的结果具有稳健性。

2. 市民化方式对平均消费倾向的影响。

既然被动市民化群体的消费水平低于主动市民化群体, 那么被动市民化农业转移人口是否拥有更低的平均消费倾向? 本文使用家庭总消费除以家庭总收入衡量平均总消费倾向 (apc_all), 以同样的方法计算得到平均住房消费倾向 (apc_house) 和平均其他消费倾向 (apc_else), 并分别将其作为式 (1) 的被解释变量。估计结果如表 5 列 (4) (5) (6) 所示。相较主动市民化群体, 被动市民化群体的各方面消费倾向都显著更低, 进一步验证了基准回归的结论。

表 5 稳健性检验结果

变量	(1) con_all	(2) con_house	(3) con_else	(4) apc_all	(5) apc_house	(6) apc_else
市民化方式	-0. 040***	-0. 133***	-0. 031**	-0. 028***	-0. 008***	-0. 020***
	(0. 009)	(0. 047)	(0. 015)	(0. 006)	(0. 003)	(0. 006)
控制变量与固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	14143	11816	8892	14145	14145	14145

(四) 进一步分析: 分位数回归

农业转移人口的内部差异以及庞大的市民化成本, 要求市民化进程实行“有序递进”策略, 而我国在新型城镇化过程中确实实行了有条件的农业转移人口优先市民化的政策, 因此, 有必要分析市民化方式对不同消费水平农业转移人口的影响差异 (主要对家庭人均月消费总额进行分析, 异质性分析同)。本文采用式 (2) 分析市民化方式对 10、25、50、75、90 分位数消费水平农业转移人口的消费影响差异, 分位数回归结果如表 6 所示。从系数绝对值来看, 随着农业转移人口家庭消费水平的提高, 市民化方式对其消费水平的分化作用先降后升, 呈“U 形”关系。消费水平为 10 分位时, 被动市民化的农业转移人口消费水平比主动市民化的低 8. 55%; 消费水平为 25 分位时, 被动市民化的农业转移人口消费水平只比主动市民化的低 4. 50%; 消费水平为 50 分位时, 被动市民化与主动市民化农业转移人口的消费水平没有显著差异; 消费水平为 75 分位时, 被动市民化的农业转移人口消费水平比主动市民化的低 2. 84%; 消费水平为 90 分位时, 被动市民化的农业转移人口消费水平则比主动市民化的低 3. 77%。产生以上现象的原因可能在于, 消费水平较低的农业转移人口往往能力、抗风险水平都较差, 在面对被动市民化的预期外冲击时, 更容易波及消费需求; 而消费水平较高的农业转移人口除生存型消费外, 还有较高比例的发展和享受型消费, 这一部分消费在受到外来冲击时更容易被削减, 并造成被动市民化群体的总体消费水平低于主动市民化群体。

表 6 不同分位数下市民化方式的消费需求分化效应

变量	(1) QR_10	(2) QR_25	(3) QR_50	(4) QR_75	(5) QR_90
----	-----------	-----------	-----------	-----------	-----------

市民化方式	-0.082***	-0.044***	-0.014	-0.028***	-0.037***
	(0.020)	(0.012)	(0.009)	(0.009)	(0.010)
控制变量与固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
N	14145	14145	14145	14145	14145

(五) 异质性效应检验

1. 市民化方式影响消费水平的年龄异质性分析。

根据生命周期消费理论，个体在一生的不同阶段具有不同的消费需求和消费支出特征，这会导致市民化方式对消费水平的影响存在异质性。将个体年龄划分为 18~35 岁、36~50 岁、51~65 岁三段，对不同年龄段样本进行回归，结果如表 7 列 (1) (2) (3) 所示，每一个子样本回归中的系数都显著为负，说明相对主动市民化，被动市民化对每一个年龄层个体消费水平的提升作用都较低。但系数绝对值在不同年龄段的差异较大，51~65 岁样本回归中的系数远大于另外两个子样本。为了使分组回归结果更具有统计学意义上的可比性，基于似不相关回归模型 (SUR) 进行组间差异性检验，结果表明 51~65 岁样本与另外两个子样本在系数估计值上的差异显著，即 51~65 岁年龄段的农业转移人口群体更容易受到被动市民化带来的冲击，并进一步抑制其消费水平的提升。

2. 市民化方式影响消费水平的收入异质性分析。

收入水平是决定家庭预防性储蓄动机和流动性约束的重要因素，市民化方式对不同收入水平个体的消费影响可能存在差异。将样本分为低、中、高收入三个子样本分别进行回归，结果如表 7 列 (4) (5) (6) 所示，市民化方式对低、中、高收入的农业转移人口群体均具有显著的消费需求分化效应，且组间差异性检验结果显示，低、中、高收入样本之间的系数差异不显著，说明市民化方式对不同收入水平农业转移人口的消费需求分化作用不存在异质性。

3. 市民化方式影响消费水平的地区异质性分析。

我国地区间的经济发展水平差异较大、城镇化水平不均衡，导致居民消费水平也呈现出区域间的差异性。按照国家统计局公布的经济地带划分标准，将样本划分为东、中、西部地区三个子样本并进行估计，结果如表 7 列 (7) (8) (9) 所示，对于东、西部地区来说，被动市民化对农业转移人口消费水平的提升作用都显著低于主动市民化，但在中部地区市民化方式的消费需求分化作用却不显著，说明市民化方式对农业转移人口消费需求的影响存在地区异质性。

表 7 市民化方式影响家庭人均月总消费额的异质性分析

变量	年龄异质性			收入异质性			地区异质性		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	18~35	36~50	51~65	低收入	中等收入	高收入	东部	中部	西部
市民化方式	-0.036**	-0.033***	-0.104***	-0.045***	-0.036**	-0.029*	-0.045***	-0.004	-0.048***

	(0. 017)	(0. 011)	(0. 029)	(0. 015)	(0. 014)	(0. 017)	(0. 014)	(0. 020)	(0. 015)
控制变量与固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	3861	8511	1773	4493	4949	4703	5574	3000	5571
组间差异性检验	(1) versus (2) P=0. 8783			(4) versus (5) P=0. 6566			(7) versus (8) P=0. 0978*		
	(1) versus (3) P=0. 0561*			(4) versus (6) P=0. 4816			(7) versus (9) P=0. 8468		
	(2) versus (3) P=0. 0343**			(5) versus (6) P=0. 7480			(8) versus (9) P=0. 0794*		

五、影响机制检验

根据前文的分析,相对主动市民化,被动市民化对农业转移人口消费需求的提升作用更弱。但是被动市民化究竟如何抑制消费需求的释放?为探索其作用路径,构建中介效应检验模型。一方面,检验市民化方式对农业转移人口社会融入的影响,探究被动市民化群体的社会融入难度是否更大,从而影响其消费需求;另一方面,考虑到不确定性风险是居民消费决策参考的关键因素之一,检验被动市民化是否会增加农业转移人口的就业不确定性,进而抑制农转非群体消费潜力的释放。

(1) 社会融入机制。

为检验被动市民化是否增加农业转移人口的社会融入难度而降低其消费需求,将CMDS问卷中的“我很愿意融入本地人当中,成为其中一员”的回答结果赋值,以此作为衡量农业转移人口社会融入程度的指标。该指标为有序多分类变量,使用OLogit模型估计市民化方式对农业转移人口社会融入的影响。估计结果如表8列(2)所示,同主动市民化的群体相比,被动市民化群体的社会融入程度显著更低。而在表8列(3)中,社会融入的系数显著为正,市民化方式的系数显著为负,验证了社会融入程度低是被动市民化降低农业转移人口消费需求的部分中介因子,假设2得到验证。

(2) 就业不确定性机制。

以劳动者与工作单位签订劳务合同的状况来衡量农业转移人口面临的就业不确定性,将“未签订劳务合同、一次性工作、不清楚”赋值为0,“有固定期限、无固定期限、试用期”赋值为1,缺失值赋值为2。此处采用Logit模型进行估计,结果如表8列(5)所示,被动市民化群体面临的就业不确定性确实显著高于主动市民化群体。而表8列(6)的结果显示,劳务合同的系数显著为正,市民化方式的系数显著为负,即就业不确定性的增加是被动市民化抑制农业转移人口消费需求的部分中介因子,假设3得到验证。

表8 影响机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	消费	社会融入	消费	消费	劳务合同	消费
	OLS	OLogit	OLS	OLS	Logit	OLS
市民化方式	-0.040***	-0.172***	-0.039***	-0.040***	-0.280***	-0.041***

	(0.009)	(0.040)	(0.009)	(0.009)	(0.064)	(0.009)
社会融入			0.013***			
			(0.004)			
劳务合同						0.043***
						(0.006)
控制变量与固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	14145	14145	14145	14145	14145	14145

六、结论

市民化方式对农业转移人口的消费决策与需求具有重要影响，不同市民化方式会造成农业转移人口消费需求的分化。基于全国流动人口动态监测调查数据，评估了不同市民化方式对农业转移人口消费需求的影响。结果表明，被动市民化群体的总体消费需求低于主动市民化群体，在克服内生性偏误和进行稳健性检验之后该结果依然成立。分位数回归发现，随着农业转移人口家庭消费水平的提高，市民化方式的消费需求分化作用先降后升，呈“U形”关系。异质性检验发现，市民化方式的消费需求分化作用，存在年龄和地区上的异质性，表现为对51~65岁年龄段的影响更大，只在东、西部地区显著。机制检验表明，相对主动市民化群体，被动市民化群体面临着更大的社会融入难度和就业不确定性，因而难以充分释放消费潜力。

建议：(1)提高公共服务质量，倡导主动市民化。政府应积极推进教育、医疗、社保、住房制度等公共服务质量双升，引导农业转移人口主动市民化，以期顺利转变消费模式、扩大消费需求。(2)破除体制机制障碍，提高被动市民化群体社会融入度。探索完善农村土地自愿退出机制、提高土地退出补偿能力，以及强调文化包容和社会公平，完善农业转移人口利益表达的渠道和城市参与的平台，提高其社会融入度，促进其消费需求正常释放。(3)提供就业服务和保障，降低被动市民化群体就业不确定性。完善中小城镇产业基础，提供就业培训和再就业服务，加大对低收入、低消费人群的就业保障，减少其就业不确定性，提升其消费活力。

参考文献:

- [1]徐敏,姜勇.中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗?[J].数量经济技术经济研究,2015(3):3-21.
- [2]邹红,李奥蕾,喻开志.消费不平等的度量、出生组分解和形成机制——兼与收入不平等比较[J].经济学(季刊),2013,12(4):1231-1254.
- [3]桂河清,于开红,孙豪.农业转移人口市民化扩大其消费需求的实证研究——基于倾向得分匹配及无条件分位数分解的方法[J].农业技术经济,2018(8):54-62.
- [4]雷潇雨,龚六堂.城镇化对于居民消费率的影响:理论模型与实证分析[J].经济研究,2014,49(6):44-57.
- [5]魏后凯,苏红键.中国农业转移人口市民化进程研究[J].中国人口科学,2013(5):21-29.
- [6]吴文恒,李同昇,朱虹颖,等.中国渐进式人口市民化的政策实践与启示[J].人口研究,2015,39(3):61-73.

-
- [7]王辉,朱健.农民工返乡创业意愿影响因素及其作用机制研究[J].贵州师范大学学报(社会科学版),2021(6):79-89.
- [8]章光日,顾朝林.快速城市化进程中的被动城市化问题研究[J].城市规划,2006,30(5):48-54.
- [9]李强.主动城镇化与被动城镇化[J].西北师大学报(社会科学版),2013,50(6):1-8.
- [10]张可云,王洋志.农业转移人口市民化方式及其对收入分化的影响——基于CGSS数据的观察[J].中国农村经济,2021(8):43-62.
- [11]朱健,陈盼.农业转移人口市民化水平评价指标体系构建及实证——基于2017年全国流动人口动态监测数据的分析[J].湘潭大学学报(哲学社会科学版),2020,44(4):98-103.
- [12]杨汝岱,陈斌开.高等教育改革、预防性储蓄与居民消费行为[J].经济研究,2009,44(8):113-124.
- [13]甘犁,赵乃宝,孙永智.收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率[J].经济研究,2018,53(12):34-50.
- [14]何兴强,杨锐锋.房价收入比与家庭消费——基于房产财富效应的视角[J].经济研究,2019,54(12):102-117.
- [15]Bauer T K,Sinning M G.The saving behavior of temporary and permanent migrants in Germany[J].Journal of Population Economics,2011,24(2):421-449.
- [16]李树,于文超.幸福的社会网络效应——基于中国居民消费的经验研究[J].经济研究,2020(6):172-188.
- [17]鞠方,许依玲,蔡玲.人口年龄结构、房价对城镇居民消费的影响研究[J].财经理论与实践,2020(5):104-109.
- [18]杜海韬,邓翔.流动性约束和不确定性状态下的预防性储蓄研究——中国城乡居民的消费特征分析[J].经济学(季刊),2005(1):297-316.
- [19]Li X,Li L.Migration patterns and migrant workers' consumption[J].China Agricultural Economic Review,2021,13(4):781-798.
- [20]王韬,毛建新.流动人口家庭与城镇家庭的消费差异——基于分位数回归的分析[J].人口与经济,2015(4):60-68.
- [21]蔡昉.农民工市民化与新消费者的成长[J].中国社会科学院研究生院学报,2011(3):5-11.
- [22]何艳冰,黄晓军,杨新军.快速城市化背景下城市边缘区失地农民适应性研究——以西安市为例[J].地理研究,2017,36(2):226-240.
- [23]田子方.集体主义与居民家庭消费——来自中国的经验发现[J].金融研究,2020(5):132-150.
- [24]陈云松,张翼.城镇化的不平等效应与社会融合[J].中国社会科学,2015(6):78-95.
- [25]李练军.新生代农民工融入中小城镇的市民化能力研究——基于人力资本、社会资本与制度因素的考察[J].农业经济问

题, 2015, 36(9):46-53.

[26] 钱文荣, 李宝值. 不确定性视角下农民工消费影响因素分析——基于全国 2679 个农民工的调查数据[J]. 中国农村经济, 2013(11):57-71.

[27] 张华初, 刘胜蓝. 失业风险对流动人口消费的影响[J]. 经济评论, 2015(2):68-77.

[28] 周佳璇, 赵少锋. 医疗保险可以提升农民工消费水平吗?——基于市民化意愿视角[J]. 消费经济, 2022(2):1-14.

[29] 孟凡强, 邓保国. 劳动力市场户籍歧视与城乡工资差异——基于分位数回归与分解的分析[J]. 中国农村经济, 2014(6):56-65.

[30] 李军, 李敬. 数字赋能与老年消费——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版), 2021(2):83-90.

注释:

1 计算公式为 $\exp(\beta_1)-1$, 下同。